

Wie (un)wichtig sind Gewichtungen? Eine Untersuchung am ALLBUS 1986

Rothe, Günter

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Rothe, G. (1990). Wie (un)wichtig sind Gewichtungen? Eine Untersuchung am ALLBUS 1986. *ZUMA Nachrichten*, 14(26), 31-55. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-209896>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Wie (un)wichtig sind Gewichtungungen?

Eine Untersuchung am ALLBUS 1986

Von Günter Rothe

1. Problemstellung

Es ist ein wesentliches Ziel von Umfragen auf Stichprobenbasis, aufgrund der hierdurch gewonnenen Daten Rückschlüsse auf die Population ziehen zu können, aus der die Stichprobe gewonnen wurde.

In der Regel stellen jedoch die aus Umfragen resultierenden Daten **kein** "repräsentatives" Bild der Grundgesamtheit dar - zumindest nicht in dem strengen Sinn, daß die Merkmalsverteilungen und damit alle relativen Häufigkeiten oder Populationsmittelwerte der Variablen mit den entsprechenden Größen in der Gesamtpopulation identisch sind. Dies gilt bereits nicht bei klassischen einfachen Zufallsstichproben, bei denen derartige Anteile bzw. Mittelwerte für die entsprechenden Populationsparameter zwar erwartungstreue Schätzer sind, jedoch in Abhängigkeit vom Umfang der Stichprobe mehr oder weniger um den wahren Populationswert streuen. Bei komplexeren Stichprobenplänen jedoch, wie sie derzeit in der Marktforschung zur Anwendung gelangen, ist die Wahrscheinlichkeit, in die Stichprobe zu gelangen, nicht - wie bei einer einfachen Zufallsstichprobe - für jedes Individuum der Grundgesamtheit gleich groß. Eine einfache Hochrechnung von Populationsanteilen oder Mittelwerten führt in einem solchen Fall in der Regel zu verzerrten Ergebnissen.

In diesen Fällen ist eine gewichtete Hochrechnung erforderlich. Dem aus der Umfrage resultierenden Datensatz werden hierzu in der Regel eine oder mehrere sogenannte Gewichtsvariablen zugespielt, die exaktere Hochrechnungen der Populationsparameter ermöglichen sollen.

Bei diesen Gewichtsvariablen sind insbesondere zwei Arten zu unterscheiden:

- Die "Transformation": Dieses Gewicht ist proportional zum Kehrwert der Auswahlwahrscheinlichkeit eines Falles im Sinne des Stichprobenplanes. Es ist theoretisch begründet durch das sogenannte Horvitz-Thompson-Verfahren (vgl. etwa Rothe/Wiedenbeck 1988).
- Das Redressement: Dieses Gewicht stellt eine Anpassung an externe Häufigkeitsverteilungen dar. Oft ist die Verteilung einer Variablen oder Variablenkombination des Umfragedatensatzes aus einer externen, in der Regel verlässlicheren Quelle verfügbar (z.B. Mikrozensus, Volkszählung). Redressementgewichte, deren Konstruktionsprinzip in einem späteren Abschnitt beschrieben wird, sind so beschaffen, daß bei ihrer Verwendung die Diskrepanz zwischen Stichproben- und Mikrozensus-Verteilung verschwindet oder zumindest vernachlässigbar klein wird. Ist der Stichprobenplan korrekt realisiert, stellt das Redressement formal eine nachträgliche Schichtung dar, die in der Regel die Qualität der Hochrechnungen sogar wirklich verbessert.

In der Praxis ist es unmöglich, einen Stichprobenplan korrekt durchzuführen, da seine Realisierung aus den unterschiedlichsten Gründen beeinträchtigt wird, so z.B. durch:

- Ausfall einiger Interviewer und damit einiger Regionen,
- unkorrekte Ermittlung der Kontaktperson durch den Interviewer,
- Nichterreichbarkeit der Kontaktperson,
- die Verweigerung des Interviews durch die Kontaktperson oder den Haushalt und nicht zuletzt durch
- die (aus Kostengründen) erforderliche Beschränkung der Feldzeit, die in der Regel nur eine geringe, fest vorgegebene Zahl von (meist 3 oder 4) Kontaktversuchen zuläßt.

Damit ist aber die Verwendung des Transformationsgewichtes, das sich an der exakten Realisierung der Stichprobe orientiert, inkorrekt, da diese Ausfallmechanismen in den Stichprobenplan nicht mit einbezogen sind. Im Falle von Variablen, bei denen ein Vergleich mit verlässlicheren Zahlen möglich ist, zeigt sich auch, daß die Transformation den Schätzfehler oft noch verschlimmert.

Durch die Durchführung eines Redressements dagegen wird bewirkt, daß zumindest die Verteilung der bei der Adaption berücksichtigten Variablen mit der gewichteten Hochrechnung nahezu übereinstimmt. Dies wird von den Umfrageinstituten oft als Argument dafür genutzt, daß auch bei anderen Variablen, die nicht in die Adaption eingehen, die Redressementgewichtung zu einer Verbesserung der Qualität beiträgt. Diese Aussage ist jedoch nicht korrekt. Der Einfluß solcher Gewichtungen auf andere Variablen hängt

vielmehr von einer Vielzahl weiterer, nicht kontrollierbarer Faktoren ab, die im Gegenteil auch einen genau entgegengesetzten Effekt haben können; eine allgemeine Aussage über Gewichtungseffekte ist nicht möglich. Es ist das wesentliche Ziel dieser Arbeit, dies anhand eines konkreten Falles zu illustrieren.

Besonders auffällig sind Stichprobendefekte bei der Alters- und Geschlechtsstruktur der Bevölkerung. Es ist z.B. bekannt, daß ältere (alleinstehende) Frauen aufgrund geringer Kooperationsbereitschaft nur sehr schwer erreichbar sind und damit in der Regel in der Stichprobe unterrepräsentiert sind. Die Alters- und Geschlechtsstruktur wird daher beim Redressement der Marktforschungsinstitute stets berücksichtigt. Darüber hinaus besteht eine deutliche Diskrepanz zwischen der Verteilung von Statusvariablen im Mikrozensus und bei Umfragen. Bevölkerungsgruppen mit niedrigem Schulabschluß und Arbeiter sind in der Regel stark unterrepräsentiert ("Statusverzerrung", oft fälschlicherweise auch als "Mittelschichtsbias" bezeichnet). Dieser Verteilungsdefekt verschwindet in der Regel auch dann nicht, wenn zur Gewichtung die Redressementgewichte der Marktforschungsinstitute herangezogen werden.

Ein typisches Beispiel für diese Probleme ist der ALLBUS (Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften), der als gemeinsames Vorhaben von ZUMA und dem Zentralarchiv für empirische Sozialforschung (ZA) alle zwei Jahre mit einem teils konstanten, teils variablen Fragenprogramm durchgeführt wird. Der ALLBUS wird in der Regel unter Verwendung des Stichprobenplanes der "Arbeitsgemeinschaft deutscher Marktforschungsinstitute" (AdM) realisiert. Er enthält einen umfangreichen Block soziodemographischer Variablen, der mit Daten des Mikrozensus abgeglichen werden kann, um einen Einblick in die Qualität der Realisierung des Stichprobendesigns zu gewinnen. Das AdM-Design ist ein dreistufiger Stichprobenplan, der etwa bei Kirschner 1981 im Detail beschrieben ist.

Neben den von den Marktforschungsinstituten konstruierten Redressementgewichten für personen- und haushaltsbezogene Variablen findet sich in den ALLBUS-Datensätzen ferner ein sogenanntes ZUMA-Gewicht. Dieses Gewicht (vgl. Kirschner 1981) soll einen speziellen Designdefekt korrigieren. Es verwendet hierzu eine Modellannahme, von der sich inzwischen gezeigt hat, daß sie nicht mehr aufrechtzuerhalten ist. In Abschnitt 2 werden wir auf das AdM-Design und das ZUMA-Gewicht näher eingehen.

Bei allen ALLBUS-Gewichtungen bleibt die oben angesprochene Statusverzerrung jedoch unverändert. Diese Tatsache wird von vielen Nutzern als unbefriedigend empfunden, da offenbar im ALLBUS-Datensatz Verzerrungen

aufzutreten, die durch das Design bedingt sind. Diese Defekte lassen sich feststellen, solange ein Vergleich mit externen Datenquellen möglich ist. Sie sind aber natürlich auch bei Verteilungen von Variablen vorhanden, die sich selbst nicht extern validieren lassen.

Aus diesem Grund wurde im Rahmen eines ZUMA-Grundlagenforschungsprojekts¹⁾ anhand des ALLBUS 1986 untersucht, ob grundsätzlich die Möglichkeit besteht, bei einer Einbeziehung der Bildungsvariablen in die Redressementprozedur derartige Defekte zu heilen oder ihr Ausmaß zu mindern. Anhand von Variablen, die nicht in die Redressementprozedur einbezogen werden, die aber dennoch durch den Mikrozensus extern validierbar sind, kann die Auswirkung der unterschiedlichen Redressementprozeduren kontrolliert werden.

2. ALLBUS und Gewichtung

Die bisher durchgeführten ALLBUS-Erhebungen erfolgten stets unter Verwendung des AdM-Designs; einige Abweichungen sind auf verschärfte Anforderungen durch die Auftraggeber sowie auf unterschiedliche Handhabung des Designs durch die beauftragten Marktforschungsinstitute zurückzuführen. Vereinfachend kann davon ausgegangen werden, daß zunächst eine Stichprobe von Stimmbezirken erhoben wird, wobei die Auswahlwahrscheinlichkeit für einen einzelnen Stimmbezirk proportional zu der Anzahl der Wahlberechtigten dieses Stimmbezirks ist (dem sogenannten Bedeutungsgewicht, das konkret allerdings aus unterschiedlichen Datenquellen hochgerechnet wird). Innerhalb jedes Stimmbezirks dieser Stichprobe wird nun nach einem Zufallsprinzip eine feste Zahl von Haushaltsadressen angegangen. Dieses Prinzip wird mit dem Begriff "Random Route" umschrieben; "random" (also zufällig) ist hierbei allerdings nur die Startadresse. Danach steht praktisch die Gesamtheit aller anzugehenden Haushalte des Stimmbezirks durch eine (möglichst) präzise Beschreibung des Weges fest. Dadurch wird im Idealfall erreicht, daß jeder Haushalt in der Bundesrepublik die gleiche Chance hat, in die Stichprobe zu gelangen. Innerhalb des Haushalts wird zufällig eine Person der Grundgesamtheit ausgewählt und interviewt - die technische Durchführung dieser Auswahl ist unter dem Namen "Schwedenschlüssel" bekannt. Dies bedeutet, daß sich die Auswahlchancen für eine einzelne Person verringern, wenn die Zahl der Haushaltsmitglieder, die zur Grundgesamtheit gehören, groß ist. Dies sind in der Regel nicht alle, beim ALLBUS z.B. nur Deutsche über 18 Jahre. Die auf diese Gruppe reduzierte Anzahl ist die "reduzierte Haushaltsgröße". Die Auswahlwahrscheinlichkeit ist dabei umgekehrt proportional zu dieser reduzierten Haushaltsgröße. Das oben angesprochene Transformationsgewicht entspricht bei diesem Stichprobenplan somit bis auf

einen konstanten Faktor genau der jeweiligen reduzierten Haushaltsgröße. Dieser Faktor ist für eine gewichtete Hochrechnung allerdings unwesentlich, da für die Hochrechnung von Populationsanteilen oder Mittelwerten nur die relative Größe der Gewichte zueinander von Belang ist. Einer allgemein anerkannten Konvention folgend werden sämtliche Gewichte in der Regel so normiert, daß ihre Summe gerade der Gesamtzahl der Fälle in der Stichprobe entspricht.

Das bereits angesprochene ZUMA-Gewicht trägt der Tatsache Rechnung, daß die Zahl der Haushalte, die pro Stimmbezirk angegangen wurden, nicht - wie im AdM-Design vorgesehen - für alle Stimmbezirke identisch ist. Es wird zunächst eine Adaption konstruiert, die genau dann eine korrekte Transformation darstellen würde, wenn die Zahl der tatsächlich erreichten Haushalte mit der im jeweiligen Stimmbezirk durch den Stichprobenplan tatsächlich vorgegebenen Zahl identisch wäre. Anschließend wird auch eine Adaption an Alter und Geschlecht durchgeführt.

Tatsächlich ist die Zahl der wirklich erreichten Haushalte nicht von vornherein vorgegeben, sondern durch die Feldzeit bestimmt und damit zufällig: Durch das Random-Route ist zwar zunächst eine feste Zahl von Kontakthaushalten vorgegeben, die Gesamtzahl ist jedoch so überhöht, daß das angestrebte Stichproben-Netto (also die Zahl der zu realisierenden Interviews) bei der in der Feldzeit zu erwartenden Ausschöpfung dann auch tatsächlich erreicht werden kann. Ist der angestrebte Umfang von Interviews erreicht, wird die Erhebung abgebrochen. Damit sind in der Regel einige Stimmbezirke voll ausgeschöpft, andere dagegen weisen nur wenige realisierte Interviews (oder auch gar keins) auf. Dies läßt vermuten, daß in Stimmbezirken, die nicht vollständig ausgeschöpft wurden, eher schwer erreichbare Haushalte vertreten sind und die leichter erreichbaren bzw. kooperationswilligen Haushalte somit in der Stichprobe überrepräsentiert sind. Diese erhalten dann durch die ZUMA-Gewichtung nochmals eine höhere Repräsentation. Es ist völlig unklar, ob hierdurch weitere Fehler bei der Hochrechnung bewirkt werden.

3. Redressementprozedur

Bevor wir die verschiedenen Redressementprozeduren beschreiben, sind zunächst einige allgemeine Bemerkungen über die Art der Adaption an externe Daten erforderlich. Als Ausgangspunkt dient stets eine Datei, die in Matrixform vorliegt und bei der jede Zeile einem Fall und jede Spalte einer Variablen entspricht. Jede dieser Variablen besitzt eine endliche Menge von Ausprägungen. Jedem Fall (Zeile) und jeder Variablen (Spalte) entspricht

genau eine Ausprägung. Fassen wir mehrere Variablen zu einer Variablen-gruppe oder Variablenkombination zusammen, so besitzt jeder einzelne Fall hinsichtlich dieser Gruppe eine endliche Zahl von Ausprägungskombinationen, d.h. von Tupeln von Ausprägungen.

Bei einer Auswahl von Variablen ist jede Ausprägungskombination denkbar, die im vorliegenden Datensatz in der Regel mehrmals auftritt. Die jeweiligen absoluten Häufigkeiten für eine Merkmalskombination lassen sich somit den einzelnen Kombinationen zuordnen. Das auf diese Weise gewonnene Häufigkeitstabelleau des Datensatzes werden wir im folgenden als Ist-Tafel bezeichnen. Unter einer Tafel allgemein verstehen wir jede Zuordnung der Gesamtheit aller Ausprägungskombinationen als Definitionsbereich mit reellen Zahlen als Wertebereich; so etwa auch die relativen oder gewichteten Häufigkeiten für die jeweiligen Ausprägungskombinationen. Jede mit einer Zahl zu besetzende Stelle der Tafel bezeichnen wir als Zelle.

Die externen Daten liegen in der Regel nicht fallweise vor, sondern nur in Form einer Tafel absoluter bzw. relativer Häufigkeiten. Die naheliegendste Gewichtungssprozedur besteht nun schlicht in einem sogenannten "Soll-Durch-Ist (SdI)": In jeder Zelle dividiere man die relative Häufigkeit der externen Tafel (Soll-Tafel) durch die jeweilige relative Häufigkeit in der Ist-Tafel. Alle Fälle der Ist-Tafel, die zu dieser Zelle gehören, erhalten dann das auf diese Art und Weise entstandene Gewicht.

Bevor wir die Eigenschaften dieses Verfahrens untersuchen, sind einige technische Details zu diskutieren: Formal ist es zunächst unproblematisch, wenn einige Ist-Zellen durch eine 0 besetzt sind. Hier würde die Soll-durch-Ist Definition zwar eine Division durch 0 implizieren, da die Ist-Tafel jedoch keinen Fall in dieser Zelle enthält, gibt es mit der Verteilung der Gewichte in diesem Punkt keinerlei Probleme. Technisch ebenfalls unproblematisch ist der Fall, daß die Soll-Zelle mit dem Wert 0, die Ist-Zelle dagegen mit einem positiven Wert besetzt ist. Das SdI-Gewicht würde derartige Fälle quasi aus dem Ist-Datensatz eliminieren. Handelt es sich bei der Soll-Tafel tatsächlich um die exakte Verteilung, so kann dieser Fall natürlich grundsätzlich nicht auftreten. In der hier vorliegenden Situation, daß die Soll-Tafel aus den Daten des Mikrozensus gewonnen wird, ist es jedoch nicht prinzipiell auszuschließen, da auch der Mikrozensus nur eine Stichprobe ist. In der vorliegenden Arbeit tritt dieses Problem jedoch nicht auf.

Wenn sämtliche Ist-Zellen positiv besetzt sind, so besitzt die nach dem SdI-Verfahren gewichtete Ist-Tafel folgende Eigenschaften:

- Die Gesamtsumme aller Zellbesetzungszahlen ist identisch mit der Fallzahl des Ist-Datensatzes.
- Das Verhältnis der (nicht notwendig ganzzahligen) Zellbesetzungszahlen zur Gesamtsumme der Tafel entspricht exakt den relativen Häufigkeiten der Soll-Tafel.

Sind dagegen einige Ist-Zellen mit 0 besetzt, so gilt dies selbstverständlich ebenfalls für die entsprechenden Zellen der gewichteten Ist-Tafel. Die Gesamtsumme des Tableaus reduziert sich dann um den Anteil der Soll-Zellen, die ursprünglich positiv besetzt waren und nach der Gewichtung auf Null reduziert werden. Die so gewichtete Ist-Tafel von relativen Häufigkeiten entspricht somit nicht mehr der Soll-Tafel, sondern die Masse der verschwindenden Sollzellen ist auf die übrigen Zellen gleichmäßig verteilt worden. Dies hat zur Folge, daß auch die gewichteten relativen Häufigkeiten der Ausprägungen einzelner Variablen in der Regel nicht denen der externen Datei entsprechen: Die Abweichungen sind üblicherweise desto gravierender, je mehr Ist-Zellen unbesetzt sind. Die klassische Soll-durch-Ist Prozedur ist somit unpraktikabel, wenn viele Ist-Zellen des Datensatzes unbesetzt sind.

Diese Situation kann sehr leicht eintreten: In unserer Untersuchung werden wir vier Variablen mit jeweils 12, 2, 5 bzw. nochmals 5 Ausprägungen zur Adaption benutzen. Eine vollständige Tafel hat somit $12 \times 2 \times 5 \times 5 = 600$ Zellen. Bei einem Datensatz wie dem ALLBUS '86 mit 3.095 Fällen ist durchaus mit vielen nichtstrukturellen Nullzellen zu rechnen. Dieses Problem wird noch gravierender, wenn (wie üblicherweise beim AdM-Redressement) noch mehr Variablen zur Adaption herangezogen werden. Bei der Media-Analyse, für die das AdM-Design ursprünglich konzipiert wurde, werden 6 Variablen mit insgesamt 127.596 Ausprägungskombinationen berücksichtigt (zu Details vgl. Ockelmann 1981 oder Rothe/Wiedenbeck 1987). In solchen Fällen kann eine Gewichtung mittels Soll-durch-Ist nicht mehr erfolgen, ohne daß gravierende Abweichungen durch eine überhöhte Zahl von Nullzellen auftreten. In Praxi werden deshalb folgende (ebenfalls rein technisch begründete) Verfahren verwendet:

- Es wird nicht die Gesamttafel adaptiert, sondern nacheinander mehrere Teiltafeln.
- Verschiedene Ausprägungen einer Variablen werden zusammengefaßt.

Die Zusammenfassung (Rekodierung) von Variablen reduziert die Zellenzahl und bei geschickter Anwendung insbesondere auch die Zahl der Nullzellen.

In der Praxis (wie z.B. in der Marktforschung bei der Media-Analyse, vgl. MA-Dokumentationen 1981) wird dieses Verfahren jedoch nur als "Reparaturwerkzeug" verwendet, wenn die standardisierte Redressementprozedur über die Adaption an Teiltafeln wegen dort immer noch auftretender Nullzellen noch nicht möglich ist. Wir werden dieses zweite Konzept in dieser Arbeit nicht weiter verfolgen und uns ausschließlich mit der Adaption an Teiltafeln befassen, die im folgenden beschrieben werden.

Aus den Variablen, die zum Redressement verwendet werden, werden verschiedene Teilmengen ausgewählt, die sich in der Regel überschneiden. Zu jeder Teilmenge gehört eine eigene Ist- und eine eigene Solltafel (nämlich die jeweiligen Randtafeln der vollständigen Häufigkeitstafeln). Durch die Reduktion auf derartige Randtafeln wird in der Regel das Problem der Nullzellen ganz umgangen oder zumindest wesentlich reduziert.

Die nun stattfindende Gewichtungszusatz geht im Grundkonzept auf eine Arbeit von Deming und Stephan (1948) zurück. Sie besteht prinzipiell aus einer iterativen Soll-durch-Ist-Anpassung an alle vorgegebenen Randtafeln. Zunächst wird jedem Fall das Gewicht zugespielt, das sich durch eine Soll-durch-Ist-Adaption an die erste Randtafel ergibt. Die auf diese Weise gewichteten relativen Häufigkeiten der zweiten Tafel werden nun (wiederum mittels Soll-durch-Ist) dem Soll der zweiten Tafel angepaßt. Diese Prozedur wird solange weitergeführt, bis alle Tafeln einmal adaptiert wurden. Danach wird die Gewichtung wiederum mit der ersten Tafel fortgeführt. Es läßt sich zeigen, daß diese iterative Prozedur zu einer Folge von Gewichten führt, die gegen einen Grenzwert konvergiert. Durch Vorgabe eines geeigneten Abbruchkriteriums kann dieser Grenzwert approximiert werden. Das auf diese Weise gewonnene Gewicht besitzt folgende Eigenschaften:

- Die Summe der Zellengewichte ist wiederum identisch mit der Gesamtzahl der Fälle.
- Jede so gewichtete Randtafel der Adaptionsprozedur ist identisch mit der vorgegebenen Soll-Tafel.

Wie bereits angesprochen, ist dieses Konzept aus optischen Gründen ausgesprochen wünschenswert, läßt sich doch hierdurch die eindimensionale Randverteilung jeder beliebigen demographischen Variablen im Prinzip durch eine geeignete Gewichtung realisieren und somit eine (nicht vorhandene) extreme Genauigkeit der Stichprobe vorspiegeln. Mehrdimensionale Tafeln werden jedoch nur solange exakt reproduziert, wie sie bei der Adaption auch vollständig einbezogen wurden.

4. Datenbasis und verwendete Gewichtungen

In der vorliegenden Untersuchung wird die Güte unterschiedlicher GewichtungsvARIABLEN für die Hochrechnung von Daten des ALLBUS 1986 durch einen Vergleich mit den Daten des Mikrozensus 1985 untersucht.²⁾ Die Variablen des ALLBUS lassen sich dazu in drei Kategorien unterteilen. Der aus wissenschaftlicher Sicht wesentliche Teil ist diejenige Klasse von Variablen, für die keine Abgleichmöglichkeit mit dem Mikrozensus oder anderen Datenquellen besteht - sie sind ja der Anlaß für die Untersuchung.

Unter den Variablen, für die eine Abgleichmöglichkeit mit dem Mikrozensus besteht, unterscheiden wir weiterhin zwischen Variablen, die bei der Redressementprozedur herangezogen werden und Variablen, die dazu herangezogen werden, den Effekt der jeweiligen Gewichtung zu überprüfen. Die erste Gruppe besteht aus:

- Alter (A)
- Geschlecht (G)
- Bildung (B)
- Stellung im Beruf (S).

Von den übrigen Variablen haben wir die folgenden ausgewählt:

- Familienstand (FAMSTAND)
- Branche (BRANCHE)
- Wochenarbeitsstunden (WARBZEIT)
- Arbeitslosigkeit (ARBLOS)

Diese Größen sind ebenso wie die Redressement-Variablen personenbezogen, d.h. sie beziehen sich auf die Person in der Grundgesamtheit und müßten bei Hochrechnungen (im Falle eines exakt realisierten Stichprobenplans) jeweils mit der reduzierten Haushaltsgröße gewichtet werden. Darüber hinaus wurden zusätzlich einige Variablen in den Vergleich mit einbezogen, die sich auf den Haushalt der jeweiligen Personen beziehen:

- Haushalt mit Kindern (KIND). In dieser Variablen wird erfaßt, ob in dem betreffenden Haushalt Kinder unter 15 Jahren leben oder nicht.
- Haushaltsnettoeinkommen (HHEINK). Neben vier Einkommensklassen werden die Landwirte als besondere Kategorie erfaßt, da hier die Höhe des Einkommens schwer quantifizierbar ist.

Da es sich bei dem AdM-Design um ein für die Haushalte selbstgewichtigendes Design handelt, ist bei einer Hochrechnung von Haushaltsvariablen keine

Gewichtung vorzunehmen (immer korrekte Realisation vorausgesetzt). In Tabelle 1 ist für die ausgewählten demographischen Variablen des ALLBUS 1986 die genaue Abgrenzung der Ausprägungen zu finden, sowie die tatsächlich realisierten Häufigkeiten, die hochgerechneten relativen Häufigkeiten, die sich hieraus ohne Verwendung eines Gewichtes bzw. unter Verwendung des reinen Transformationsgewichtes (reduzierte Haushaltsgröße) ergeben würden und schließlich die entsprechenden Häufigkeiten im Mikrozensus des Jahres 1985. Zwischen den jeweiligen Hochrechnungen und den Zahlen des Mikrozensus sind zum Teil erhebliche Abweichungen festzustellen. Insbesondere ist zu beobachten, daß oft auch bei personenbezogenen Variablen die Hochrechnung ohne Verwendung einer Gewichtung eher bessere Werte liefert als die theoretisch korrekte Gewichtung mit der reduzierten Haushaltsgröße. Eine mögliche Erklärung hierfür wird sich aus den folgenden Untersuchungen ergeben. Wir werden hierauf im Abschnitt 5 erneut eingehen.

Für unsere Untersuchung wurden folgende Gewichtungskonzeptionen verwendet:

- (AGSB). Hier wurde ein vollständiges SdI auf die gemeinsame Tafel der zu adaptierenden Variablen A, G, S und B durchgeführt.
- (4 x 3). Mit dieser Kurzform bezeichnen wir im folgenden die Adaption an sämtliche dreidimensionale Randtafeln, d.h. an die durch die Variablengruppen AGS, AGB, ASB und GSB gebildeten Tafeln. Die Adaption erfolgt mit dem oben beschriebenen iterativen Algorithmus und stellt die geringste Vergrößerung im Vergleich zur reinen SdI-Adaption dar.
- (6 x 2). Dieses Kürzel steht für die Adaption an alle sechs zweidimensionale Randtafeln, d.h. an AG, AS, AB, GS, GB und SB.
- (AG + SB). Hier erfolgt eine Adaption ausschließlich an zwei zweidimensionale Tafeln, nämlich an die Randtafeln AG und BS.
- (AG). Hier erfolgt ausschließlich eine SdI-Anpassung an die Tafel AG.
- (SB). Diese Gewichtung erfolgt analog durch eine reine SdI-Anpassung an die beiden Statusvariablen.
- (A + G + S + B). Diese Gewichtung schließlich resultiert aus einer iterativen Adaption an sämtliche eindimensionale Randhäufigkeiten.

- (-). Der Vollständigkeit halber bezeichnen wir mit diesem Kürzel den Verzicht auf jegliche externe Anpassung, d.h. die Verwendung einer ungewichteten Hochrechnung.

Die bisher beschriebenen Prozeduren sind grundsätzlich für selbstgewichtende Designs konzipiert, d.h. für Designs, bei denen jede Einheit die gleiche Auswahlchance besitzt. Das Transformationsgewicht wurde dabei in keinem Falle einbezogen. Für die korrekte Gewichtung **personenbezogener** Daten des ALLBUS ist die reduzierte Haushaltsgröße jedoch zu berücksichtigen. Somit ist die Ist-Tafel bereits eine gewichtete Häufigkeitstafel, wobei die reduzierte Haushaltsgröße als Ausgangsgewicht fungiert. Das nach einer Soll-durch-Ist-Prozedur jeder Person zuzuspielende neue Gewicht ist dann zum Transformationsgewicht in Beziehung zu setzen: Es besteht aus dem Produkt der reduzierten Haushaltsgröße, dem Soll-durch-Ist-Quotienten der zugehörigen Zelle und einem für alle Fälle gleichen, standardisierenden Normierungsfaktor. Damit wird innerhalb einer Zelle das "verfügbare Gewicht" nicht gleichmäßig, sondern proportional zum Transformationsgewicht der Einheit aufgeteilt. Für jede der oben angesprochenen sieben Redressementprozeduren entsteht somit eine zweite durch Einbeziehung der reduzierten Haushaltsgröße. Auf diese Weise sind bereits (einschließlich der ungewichteten Hochrechnung und der Transformation) insgesamt 16 verschiedene Hochrechnungsprozeduren entstanden. Unter Verwendung anderer Randtafeln bzw. weiterer Variablen sind beliebig viele weitere Gewichtungsprozeduren möglich. Eine theoretische Analyse der Wirkungsweise dieser Prozeduren ist prinzipiell kaum möglich, mathematisch korrekt sind sie ohnehin nur unter sehr restriktiven Modellannahmen, die in der Regel mit Sicherheit nicht exakt erfüllt sind.

Für den Vergleich der Qualität unterschiedlicher Hochrechnungen anhand der hochgerechneten Häufigkeitsverteilungen einzelner Variablen ist ein einsichtiges Qualitätskriterium erforderlich. Dies ist die Ähnlichkeit zweier Häufigkeitsverteilungen, der hochgerechneten Häufigkeit einerseits und der tatsächlichen Häufigkeit andererseits (als Approximation gilt hierfür der Mikrozensus 1985). Als Abweichungsmaß verwenden wir die Chi-Quadrat-Größe

$$\chi^2(n, p, q) = n \sum_i (p_i - q_i)^2 / q_i$$

Hierbei ist n der Stichprobenumfang (beim ALLBUS '86 n=3.095) und p und q sind die hochgerechneten bzw. tatsächlichen relativen Häufigkeiten der Ausprägungen.

Diese Zahl ist in unserem Falle ausschließlich als deskriptives Maß interpretierbar, da die Schätzung p ja nicht aus einer Stichprobe vom Umfang n mit unabhängigen, identisch verteilten Realisationen entstanden ist. Eine große Abweichung im Sinne des Chi-Quadrat-Tests kann nicht als Argument gegen eine bestimmte Gewichtungszprozedur verwendet werden. Die Maßzahl erlaubt lediglich einen Vergleich von hochgerechneten Häufigkeitsverteilungen einer Variablen zwischen den verschiedenen Gewichtungszprozeduren. Ihre absolute Größe ist nicht aussagekräftig.

Prinzipiell können Stichprobenfehler auch im Mikrozensus auftreten. Auch hier wird nämlich eine Art Redressementprozedur durchgeführt, um die Daten zeitreihentechnisch zu "glätten", d.h. die Daten werden der Fortschreibung der Bevölkerung angepaßt, um zufallsbedingte Sprünge zu eliminieren. Es werden hierzu jedoch ausschließlich ganzzahlige Gewichte verwendet, d.h. die Prozedur entspricht dem klassischen "Karten entfernen/Karten doppeln"-Verfahren der Vorcomputerzeit. Die auf diese Weise erfolgte Fortschreibung der Volkszählung 1970 bis zum Jahre 1985 hat mit großer Wahrscheinlichkeit ebenfalls Verzerrungen zur Folge. Die bisher verfügbaren Daten der Volkszählung 1987 scheinen dies zu bestätigen. Derart extreme Abweichungen zwischen Mikrozensus '85 und ALLBUS '86 jedoch, wie sie in den Variablen "Bildung" und "Stellung im Beruf" tatsächlich feststellbar sind, lassen sich auf diese Weise mit Sicherheit nicht erklären.

5. Durchführung und Ergebnisse

Wie im vorigen Abschnitt beschrieben, lassen sich die in dieser Arbeit verwendeten Gewichte nach dem Deming-Stephan-Algorithmus bestimmen, der in der Literatur auch IPF-Algorithmus (für "iterative proportional fitting") genannt wird. Dieser IPF-Algorithmus wird vor allem bei der Schätzung von Parametern im hierarchischen log-linearen Modell angewendet. In diesen Fällen ist die Starttafel eine mit dem Modell kompatible Tafel, im einfachsten Fall eine Tafel, bei der alle Zellen identisch besetzt sind. Die verfügbaren Programmpakete wie ECTA (ebenso wie die Implementation von ECTA im Programm CDAS) oder die Prozedur HILOGLINEAR im SPSS verfügen allerdings nicht über die Option, beliebige Starttafeln einzugeben. Dies ist aber zur Gewichtskonstruktion in unserem Sinne erforderlich. Aus diesem Grund wurde eine Version des IPF-Algorithmus für beliebige Startwerte im GAUSS (Ver. 2.0) realisiert.

Für alle im vorigen Abschnitt angesprochenen Variablen wurden Häufigkeitsverteilungen mit den verschiedenen Gewichtungen hochgerechnet

(vgl. Tabelle 2). Anhand des beschriebenen Kriteriums (Chi-Quadrat-Abstand) kann die Qualität der Hochrechnung und damit der Gewichtungskonzeption diskutiert werden. Hierzu wurden für jede der in Tab.2 konstruierten Häufigkeitsverteilungen der Chi-Quadrat-Abstand zur Häufigkeit im Mikrozensus bestimmt. Diese Zahlen finden sich in Tabelle 3.

Wir betrachten zunächst die 4 Variablen, die bei der Gewichtungsprozedur berücksichtigt wurden (A, G, S und B). Da durch die Gewichtungsprozedur nur die Zellhäufigkeiten der jeweils berücksichtigten Randtafeln an die entsprechenden Tafeln des Solls adaptiert werden, wirkt sich die Einbeziehung des Transformationsgewichts (REDHH) erst bei der Vergabe der Gewichte bei den Einzelfällen aus. Die gewichteten Häufigkeiten der bei der Gewichtung berücksichtigten Randtafeln sind dann jeweils in beiden Fällen identisch. Dies hat zur Folge, daß die gewichteten Hochrechnungen eindimensionaler Ränder mit und ohne Transformationsgewicht die gleiche Häufigkeitsverteilung liefern - vorausgesetzt, daß es sich dabei um eine bei der Gewichtung berücksichtigte Variable handelt. So ist beispielsweise die Häufigkeitsverteilung der Variablen S bei der Verwendung des Gewichtes (AG + SB) bei der Hochrechnung mit und ohne Transformation identisch, nicht jedoch bei Verwendung des Gewichtes (AG), da hier die Variable S bei der Adaption nicht einbezogen wurde. Das gleiche gilt auch für den Chi-Quadrat-Abstand zur Verteilung des Mikrozensus: Die Abweichung von Null ist immer dann sehr gering, wenn die jeweilige Variable bei der Gewichtung einbezogen wurde. Daß der Abstand überhaupt von Null abweicht, ist durch den in Abschnitt 3 beschriebenen "Massenverlust" zu erklären, der immer dann entsteht, wenn einige Ist-Zellen unbesetzt sind, die zugehörigen Soll-Zellen jedoch nicht. Interessant sind auch hier vorwiegend diejenigen Gewichtungen, bei denen die jeweilige Variable nicht einbezogen wurde, bei S also speziell die Gewichte (-) und (AG), jeweils mit und ohne Berücksichtigung der reduzierten Haushaltsgröße.

Bei den Variablen A, G und B sind die ungewichteten Hochrechnungen besser als Hochrechnungen unter ausschließlicher Verwendung des reinen Transformationsgewichts. In diesen Fällen ist allerdings eine Verbesserung der Hochrechnung durch eine Gewichtung selbst dann festzustellen, wenn die jeweilige Variable nicht einbezogen wurde. Bei der Variablen S dagegen ist die Situation umgekehrt: Hier ist die Verwendung des Transformationsgewichts besser als das naive Vorgehen. Die Adaption an Alter und Geschlecht führt sogar zu einer deutlichen Verschlechterung der Hochrechnung (Chi-Quadrat-Wert von 63,7 gegenüber 31,4 ohne Redressement).

Ähnlich heterogen ist die Situation beim Vergleich der übrigen personenbezogenen demographischen Variablen: Die (theoretisch falsche) ungewichtete Hochrechnung führt bei FAMSTAND und bei ARBLOS zu besseren Schätzungen als die reine Verwendung des Transformationsgewichts. Bei den Variablen BRANCHE und WARBZEIT ist die einfache Hochrechnung mit dem Transformationsgewicht zwar besser, jedoch wird durch die Einbeziehung anderer Adaptionen an A, G, S und B höchstens noch eine geringfügige weitere Verbesserung erreicht. Besonders bemerkenswert bei den Gewichtungen der Variablen ARBLOS und FAMSTAND ist die Tatsache, daß die verwendeten Gewichtungen deutlich schlechtere Anpassungen liefern als die "naive" Hochrechnung ohne jegliches Gewicht.

Bei den beiden in die Analyse einbezogenen Haushaltsvariablen ist das Bild wiederum völlig unterschiedlich: Für HHEINK liefert die (theoretisch korrekte) einfache Hochrechnung die beste Schätzung, fast alle externen Adaptionen an A, G, S und B sind schlechter. Die Variable KIND ist dagegen die einzige Variable, die sich wie "erwünscht" verhält: Die ungewichtete Hochrechnung ist besser als die mit dem Transformationsgewicht versehene (wie es sein sollte). Die Verwendung der verschiedenen Adaptionengewichte führt darüber hinaus zu einer deutlichen Verbesserung der Hochrechnung. Dies ist allerdings nicht sonderlich überraschend: Kinder unter 15 Jahren sind vorwiegend in den Altersgruppen zwischen 20 und 40 Jahren anzutreffen, womit die Variable sehr eng an die Altersvariable gekoppelt ist. Die Adaption ist immer dann besonders gut, wenn diese Variable bei der Gewichtung einbezogen wurde.

Die beschriebenen Effekte der Gewichtungsprozedur auf die Hochrechnung von Verteilungen bieten somit ein außerordentlich heterogenes und damit entmutigendes Bild. Obwohl entsprechende Untersuchungen bisher nicht angestellt wurden, ist zu erwarten, daß diese heterogenen Auswirkungen von Gewichtungen sich noch verstärken, wenn zusätzlich das Verhalten der Hochrechnung für die gemeinsame Verteilung zweier oder mehrerer Variablen untersucht wird.

Erklärungen für das beobachtete Ergebnis lassen sich aus den vorliegenden Zahlen nicht direkt ableiten. Für zwei der auffälligsten Effekte lassen sich jedoch Vermutungen äußern.

- 1) Bei den meisten personenbezogenen Variablen erbrachte die ungewichtete Hochrechnung (obwohl theoretisch falsch) bessere Ergebnisse als die Hochrechnung unter Verwendung des theoretisch begründeten Transformationsgewichts. Offenbar hebt sich der "Fehler", der durch die Verwendung der naiven Hochrechnung gemacht wird, gegen den Fehler,

der aus mangelhafter Realisierung des Designs resultiert, auf. Wahrscheinlich sind kleine Haushalte, speziell Haushalte mit einer reduzierten Haushaltsgröße von 1, schlechter zu erreichen und damit in der Stichprobe unterrepräsentiert, sie haben also doch im Vergleich zu großen Haushalten eine kleinere Chance, in die Stichprobe zu kommen. Bei der naiven Hochrechnung erhalten sie allerdings ein "zu hohes" Gewicht, das möglicherweise in manchen Fällen die falsche Repräsentativität wieder ausgleicht. Dieser Effekt wird sich insbesondere bei Variablen bemerkbar machen, die in irgendeiner Weise mit der Haushaltsgröße korrelieren. Dies ist z.B. bekannt für die Variablen Alter und Geschlecht (jüngere Singles, alleinstehende ältere Frauen etc.).

- 2) Für die schlechten Ergebnisse bei der Hochrechnung des Anteils der Arbeitslosen nach Adaption an Statusvariablen gibt es eine einleuchtende Erklärung. Aufgrund von Untersuchungen am sozio-ökonomischen Panel (Rendtel 1989) kann davon ausgegangen werden, daß bei Arbeitslosen die Bereitschaft zur Teilnahme an einer Befragung deutlich reduziert ist. Ferner ist bekannt, daß Arbeitslose insbesondere in der Gruppe der Personen ohne Schulabschluß (d.h. in der Gruppe B=1) besonders stark vertreten sind. Damit liegt der Anteil der Arbeitslosen in der Gruppe B=1 der Stichprobe deutlich unter dem tatsächlichen Wert für diese Gruppe. Gleichzeitig ist aber auch die Gruppe B=1 in der Gesamtstichprobe unterrepräsentiert; durch eine Adaption an Statusvariablen erhält diese Gruppe in der Stichprobe zusätzlich ein erhöhtes Gewicht. Je höher der Anteil der Verweigerer in der Gruppe B=1 ist, desto mehr wird die durch die Verweigerung bedingte Verzerrung in der Hochrechnung durch die Adaption zusätzlich verstärkt. Dies führt schließlich zu der beobachteten Verschlechterung des Chi-Quadrat-Wertes.

6. Schlußbemerkungen

In dieser Arbeit wurden nur Variablen untersucht, deren tatsächliche Verteilung sich in etwa anhand des Mikrozensus feststellen ließ. Auch bei anderen Variablen lassen sich Unterschiede in der Hochrechnung durch Verwendung der Gewichte feststellen: Aufgrund eines Vergleichsmaßstabs fehlt in diesen Fällen die Möglichkeit, Aussagen über die Anpassungsgüte der Gewichtung zu treffen. Es muß jedoch erwartet werden, daß die unerfreulichen Effekte, die sich bei der Analyse der demographischen Variablen gezeigt haben, auch für solche Variablen Gültigkeit haben. Es erscheint daher schwerer denn je, spezielle Hochrechnungsprozeduren zu empfehlen. Die Verwendung von Globalgewichten, die die auffälligsten Diskrepanzen zum Mikrozensus "ausbügeln" sollen, erscheint nicht mehr angebracht. Es bleibt prinzipiell keine andere Möglichkeit, als in jedem

einzelnen Fall einer Hochrechnung zunächst zu diskutieren, inwieweit der Ausfallmechanismus (Erreichbarkeit, Verweigerung etc.) mit der hochzurechnenden Variablen in Verbindung stehen könnte. Eine Verbesserung der Hochrechnung durch Adaption externer Variablen ist nur in solchen Fällen möglich, in denen diese Variablen die Verbindung zwischen Ausfallgeschehen und der eigentlich zu analysierenden Variablen kontrollieren. Dies bedeutet, daß für jede Analyse die Frage nach der geeigneten Gewichtungsvariablen neu gestellt werden muß, d.h. daß es keine globalen Gewichtungsvariablen geben kann. Verzichtet man auf solche Überlegungen, ist die Verwendung keines Gewichts ebenso gut oder schlecht wie die eines beliebigen anderen.

Prof. Dr. Günter Rothe
Zu den Eichen 7
5810 Witten

Anmerkungen

- 1) An der für diese Untersuchung erforderlichen Datenbeschaffung, -aufbereitung und -auswertung waren neben dem Autor noch Peter Hartmann, Achim Koch und Michael Wiedenbeck von ZUMA wesentlich beteiligt.
- 2) Der Mikrozensus des Jahres 1986 enthält nicht die erforderlichen Bildungsvariablen.

Literatur

- Deming, W.E./Stefan, F.F., 1940: On a least square adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal totals are known. *The Annals of Mathematical Statistics* 11: 427-444.
- Kirschner, H.-P., 1984: ALLBUS 1980: Stichprobenplan und Gewichtung. In: K.-U. Mayer/P.Schmidt (Hrsg.), *Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften. ZUMA-Monographien Band 5*, Frankfurt.
- Ockelmann, E., 1981: Das Redressement der Media-Analyse als analytische Korrektur der Feldergebnisse. S. 93-106 in: AG.MA (Hrsg.), *MA 81-Dokumentationen*.
- Rendtel, U., 1989: Panelmortalität: Eine Analyse der Antwortausfälle beim Sozio-ökonomischen Panel. Vortrag, 2. Sitzung der Arbeitsgruppe "Auswertung von Panel-Daten", ZUMA Mannheim, Januar 1989.
- Rothe, G./Wiedenbeck, M., 1987 : Stichprobengewichtung: Ist Repräsentativität machbar? *ZUMA-Nachrichten* 21:43-58.

Tabelle 1: Relative Häufigkeiten (in %) der Ausprägungen abgleichbarer Variablen aus ALLBUS '86 und Mikrozensus '85

Variable/ Ausprägung	Schätzung aus ALLBUS '86		
	ohne Transformationsgewicht	mit Transformationsgewicht	Mikrozensus 1985
a) Alter (A)			
Bis 19	3.13	4.43	4.30
20 bis 24	9.76	10.92	10.30
25 bis 29	10.79	9.92	8.90
30 bis 34	9.40	8.73	8.00
35 bis 39	9.69	9.43	7.10
40 bis 44	9.89	10.30	8.20
45 bis 49	9.21	10.61	9.80
50 bis 54	6.72	8.08	7.90
55 bis 59	6.82	7.22	8.00
60 bis 64	8.24	7.85	7.60
65 bis 69	5.59	4.58	4.70
70 und älter	10.76	7.93	15.20
b) Geschlecht (G)			
männlich	46.69	49.21	46.40
weiblich	53.31	50.79	53.60
c) Bildung (B)			
Hauptschule ohne Lehre	19.58	18.69	31.70
Hauptschule mit Lehre	38.45	39.29	37.30
Realschule	23.17	23.28	18.30
Abitur	10.27	10.63	6.50
Hochschulabschluß	8.53	8.11	6.20
d) Stellung im Beruf (S)			
Selbstständige	5.49	6.31	6.20
Beamte	6.24	6.34	5.10
Angestellte	22.00	22.16	21.20
Arbeiter	14.44	15.32	18.60
Nicht erwerbstätig	51.83	49.87	48.80

noch Tab.1: Relative Häufigkeiten der Ausprägungen abgleichbarer Variablen aus ALLBUS '86 und Mikrozensus '85

Variable bzw. Ausprägung	Schätzung aus ALLBUS '86		Mikrozensus
	ohne	mit	
	Transformationsgewicht		1985

e) Familienstand (FAMSTAND)

Ledig	21.49	21.11	22.90
Verheiratet	61.52	68.40	61.00
Geschieden/Verwitwet	17.00	10.49	16.00

f) Branche (BRANCHE)

Land/Forst/Tier/Fisch	1.20	1.68	2.50
Energie/Wasser/Bergbau	1.03	1.08	1.00
Chemie/Kunststoff/Stein	2.36	2.53	2.50
Eisen/Metall/Stahl	1.91	2.10	1.60
Stahl/Masch./KFZ-Bau	4.36	4.46	5.00
El.Tech./Feinmech./Optik	3.30	3.23	3.10
Holz/Papier/Druck	1.23	1.40	1.70
Leder/Textil/Bekleidung	1.03	1.04	1.30
Nahrung/Genußmittel	1.55	1.84	1.40
Bau/Ausbau/Bauhilfe	2.75	3.09	3.00
Handel: Groß/Einzel/Verk.	5.20	5.42	6.40
Bahn/Post/Verkehr	3.00	3.19	3.00
Kredit/Finanz/Vers.	1.97	2.04	1.90
Dienstl./Priv. HH	4.85	4.91	10.40
Pol./priv. Organis.	11.47	11.27	6.30
Nicht erwerbstätig	52.79	50.73	48.80

g) Wochenarbeitsstunden (WARBZEIT)

Bis 20	3.30	3.47	3.30
21 bis 30	3.07	3.05	2.60
31 bis 35	0.71	0.72	0.60
36 bis 39	4.78	4.82	5.20
40	19.19	19.98	30.70
41 bis 42	2.39	2.46	0.80
43 bis 45	4.46	4.44	1.30
46 bis 50	4.75	4.88	2.30
51 bis 60	4.01	4.30	2.40
61 und mehr	1.78	2.20	2.00
Nicht erwerbstätig	51.57	49.68	48.80

ZUMA

noch Tab.1: Relative Häufigkeiten der Ausprägungen abgleichbarer
Variablen aus ALLBUS '86 und Mikrozensus '85

Variable/ Ausprägung	Schätzung aus ALLBUS '86		Mikrozensus 1985
	ohne Transformationsgewicht	mit	

h) Arbeitslosigkeit (ARBLOS)

Ja	3.59	3.20	3.70
Nein	96.41	96.80	96.30

i) Haushalt mit Kindern unter 15 Jahren (KIND)

Ja	27.53	28.63	23.60
Nein	72.47	71.37	76.40

j) Haushaltsnettoeinkommen (HHEINK)

bis 999 DM	6.33	3.89	5.80
1.000 - 2.999 DM	49.05	44.42	47.90
3.000 - 4.999 DM	25.46	29.70	25.20
5.000 und mehr DM	6.30	7.93	7.70
Landwirte	12.86	14.06	13.50

ZUMA

Tabelle 2: Hochgerechnete relative Häufigkeiten der Variablen aus Tab.1
a) ohne Transformation.

Variable;	Alter (A)								
	-	AGBS	4x3	6x2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Bis 19	3.13	3.37	3.50	4.29	4.29	3.79	4.29	4.29	4.30
20 bis 24	9.76	10.46	10.33	10.32	10.32	8.53	10.32	10.32	10.30
25 bis 29	10.79	8.98	9.04	8.87	8.87	10.05	8.87	8.87	8.90
30 bis 34	9.40	8.04	8.05	7.99	7.99	8.71	7.99	7.99	8.00
35 bis 39	9.69	7.16	7.22	7.11	7.11	9.56	7.11	7.11	7.10
40 bis 44	9.89	8.24	8.37	8.22	8.22	9.65	8.22	8.22	8.20
45 bis 49	9.21	10.04	10.23	9.81	9.81	10.11	9.81	9.81	9.80
50 bis 54	6.72	7.87	8.00	7.85	7.85	7.30	7.85	7.85	7.90
55 bis 59	6.82	8.04	8.08	8.03	8.03	7.44	8.03	8.03	8.00
60 bis 64	8.24	7.58	7.59	7.57	7.57	8.23	7.57	7.57	7.60
65 bis 69	5.59	4.71	4.56	4.73	4.73	5.56	4.73	4.73	4.70
70 und älter	10.76	15.51	15.04	15.23	15.23	11.06	15.23	15.23	15.20

Variable:	Geschlecht (G)								
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
männlich	46.69	45.92	46.40	46.40	46.40	45.65	46.40	46.40	46.40
weiblich	53.31	54.08	53.60	53.60	53.60	54.35	53.60	53.60	53.60

Variable:	Bildung (B)							A+G	MZ85
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	+B+S	
Hauptsch. o. Lehre	19.58	31.64	31.66	31.69	31.67	31.67	22.01	31.67	31.70
Hauptsch. m. Lehre	38.45	37.52	37.30	37.30	37.30	37.30	37.01	37.30	37.30
Realschule	23.17	18.52	18.32	18.30	18.32	18.32	22.89	18.32	18.30
Abitur	10.27	6.43	6.54	6.54	6.54	6.54	10.21	6.54	6.50
Hochschulabschluß	8.53	5.90	6.17	6.17	6.17	6.17	7.88	6.17	6.20

Variable:	Stellung im Beruf (S)								
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Selbständige	5.49	5.19	6.23	6.21	6.23	6.23	5.16	6.23	6.20
Beamte	6.24	4.80	5.11	5.12	5.12	5.12	5.89	5.12	5.10
Angestellte	22.00	21.37	21.25	21.18	21.25	21.25	20.66	21.25	21.20
Arbeiter	14.44	18.56	18.61	18.62	18.61	18.61	14.30	18.61	18.60
Nicht erwerbstätig	51.83	50.08	48.80	48.87	48.79	48.79	53.99	48.79	48.80

Tabelle 2: Hochgerechnete relative Häufigkeiten der Variablen aus Tab. 1
b) mit Transformation.

Variable:	Alter									
		-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Bis 19		4.43	3.37	3.50	4.29	4.29	5.42	4.29	4.29	4.30
20 bis 24		10.92	10.46	10.33	10.32	10.32	9.18	10.32	10.32	10.30
25 bis 29		9.92	8.98	9.04	8.87	8.87	9.16	8.87	8.87	8.90
30 bis 34		8.73	8.04	8.05	7.99	7.99	8.05	7.99	7.99	8.00
35 bis 39		9.43	7.16	7.22	7.11	7.11	9.08	7.11	7.11	7.10
40 bis 44		10.30	8.24	8.37	8.22	8.22	9.85	8.22	8.22	8.20
45 bis 49		10.61	10.04	10.23	9.81	9.81	11.43	9.81	9.81	9.80
50 bis 54		8.08	7.87	8.00	7.85	7.85	8.79	7.85	7.85	7.90
55 bis 59		7.22	8.04	8.08	8.03	8.03	7.79	8.03	8.03	8.00
60 bis 64		7.85	7.58	7.59	7.57	7.57	8.11	7.57	7.57	7.60
65 bis 69		4.58	4.71	4.56	4.73	4.73	4.71	4.73	4.73	4.70
70 und älter		7.93	15.51	15.04	15.23	15.23	8.46	15.23	15.23	15.20

Variable:	Geschlecht									
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85	
männlich	49.21	45.92	46.40	46.40	46.40	47.31	46.40	46.40	46.40	
weiblich	50.79	54.08	53.60	53.60	53.60	52.69	53.60	53.60	53.60	

Variable:	Bildung									
		-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Hauptsch. o. Lehre	18.69	31.64	31.66	31.69	31.67	31.67	22.15	31.67	31.70	
Hauptsch. m. Lehre	39.29	37.52	37.30	37.30	37.30	37.30	37.41	37.30	37.30	
Realschule	23.28	18.52	18.32	18.30	18.32	18.32	22.68	18.32	18.30	
Abitur	10.63	6.43	6.54	6.54	6.54	6.54	10.23	6.54	6.50	
Hochschulabschluß	8.11	5.90	6.17	6.17	6.17	6.17	7.53	6.17	6.20	

Variable:	Stellung im Beruf								
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Selbständige	6.31	5.19	6.23	6.21	6.23	6.23	5.81	6.23	6.20
Beamte	6.34	4.80	5.11	5.12	5.12	5.12	5.77	5.12	5.10
Angestellte	22.16	21.37	21.25	21.18	21.25	21.25	20.11	21.25	21.20
Arbeiter	15.32	18.56	18.61	18.62	18.61	18.61	14.19	18.61	18.60
Nicht erwerbstätig	49.87	50.08	48.80	48.87	48.79	48.79	54.11	48.79	48.80

Tabelle 2: Hochgerechnete relative Häufigkeiten der Variablen aus Tab. 1 (Fort.)
a) ohne Transformation.

Variable: Familienstand FAMSTAN

	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Ledig	21.49	20.94	21.10	22.10	21.69	20.18	22.40	21.51	22.90
Verheiratet	61.52	59.31	59.48	58.21	58.66	61.57	58.18	58.72	61.00
Gesch./Verw.	17.00	19.75	19.42	19.70	19.65	18.25	19.42	19.77	16.00

Variable: BRANCHE

	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Land/...	1.20	1.56	1.77	1.84	1.78	1.74	1.13	1.52	2.50
Energie ...	1.03	1.24	1.29	1.16	1.17	1.17	1.03	1.13	1.00
Chemie/...	2.36	2.88	2.78	2.75	2.70	2.74	2.29	2.70	2.50
Eisen/...	1.91	2.00	2.04	1.99	2.14	2.22	1.82	2.09	1.60
Stahl/...	4.36	4.80	4.59	4.63	4.70	4.71	4.21	4.67	5.00
El.Tech./...	3.30	3.19	3.23	3.27	3.40	3.44	3.16	3.44	3.10
Holz/...	1.23	1.55	1.62	1.60	1.56	1.57	1.20	1.53	1.70
Leder/...	1.03	1.21	1.31	1.39	1.28	1.23	1.03	1.35	1.30
Nahrung/...	1.55	1.89	2.00	1.84	1.77	1.79	1.51	1.84	1.40
Bau/...	2.75	2.94	3.00	3.10	3.11	3.14	2.72	3.12	3.00
Handel	5.20	5.33	5.59	5.75	5.60	5.44	5.00	5.64	6.40
Bahn/...	3.00	3.00	3.27	3.51	3.34	3.32	2.94	3.20	3.00
Kredit/...	1.97	2.06	2.03	1.92	1.90	1.93	1.85	1.88	1.90
Dienstl./...	4.85	4.92	5.30	5.17	5.18	5.14	4.63	5.25	10.40
Pol./...	11.47	10.15	10.24	10.01	10.24	10.44	10.61	10.49	6.30
Nicht erwerbstätig	52.79	51.29	49.94	50.06	50.13	49.99	54.88	50.15	48.80

Variable: Wochenarbeitsstunden WARBZEI

	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Bis 20	3.30	3.48	3.45	3.41	3.42	3.52	2.88	3.49	3.30
21 bis 30	3.07	3.34	3.87	3.55	3.35	3.33	2.82	3.29	2.60
31 bis 35	0.71	0.59	0.63	0.65	0.68	0.71	0.63	0.70	0.60
36 bis 39	4.78	5.12	5.14	5.22	5.22	5.24	4.57	5.22	5.20
40	19.19	20.80	21.05	21.09	21.04	20.55	18.85	20.87	30.70
41 bis 42	2.39	2.38	2.25	2.31	2.34	2.41	2.34	2.39	0.80
43 bis 45	4.46	4.67	4.68	4.60	4.55	4.51	4.28	4.47	1.30
46 bis 50	4.75	4.56	4.64	4.53	4.77	5.00	4.39	4.78	2.30
51 bis 60	4.01	3.51	3.82	3.86	3.86	3.99	3.84	3.94	2.40
61 und mehr	1.78	1.71	1.91	2.00	1.94	1.99	1.69	1.96	2.00
Nicht erwerbstätig	51.57	49.84	48.57	48.80	48.83	48.75	53.71	48.89	48.80

Tabelle 2: Hochgerechnete relative Häufigkeiten der Variablen aus Tab. 1 (Fort.)
b) mit Transformation.

Variable: Familienstand FAMSTAN

	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Ledig	21.11	19.62	19.76	20.46	19.95	19.77	20.44	19.63	22.90
Verheiratet	68.40	65.30	65.45	64.63	65.30	68.55	65.01	65.98	61.00
Gesch./Verw.	10.49	15.08	14.79	14.90	14.75	11.68	14.56	14.39	16.00

Variable: BRANCHE

	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Land/...	1.68	1.63	1.85	1.99	2.03	1.93	1.55	1.82	2.50
Energie ...	1.08	1.19	1.24	1.14	1.19	1.18	1.04	1.11	1.00
Chemie/...	2.53	2.98	2.92	2.76	2.75	2.78	2.33	2.66	2.50
Eisen/...	2.10	2.06	2.09	2.05	2.24	2.27	1.96	2.19	1.60
Stahl/...	4.46	4.76	4.58	4.55	4.65	4.68	4.08	4.58	5.00
El.Tech./...	3.23	3.13	3.13	3.19	3.24	3.28	2.96	3.30	3.10
Holz/...	1.40	1.64	1.70	1.75	1.62	1.68	1.29	1.63	1.70
Leder/...	1.04	1.14	1.22	1.27	1.19	1.16	0.96	1.29	1.30
Nahrung/...	1.84	2.08	2.23	2.10	2.03	2.03	1.67	2.15	1.40
Bau/...	3.09	2.93	3.01	3.14	3.19	3.29	2.85	3.16	3.00
Handel	5.42	5.31	5.57	5.66	5.49	5.45	4.89	5.58	6.40
Bahn/...	3.19	3.11	3.41	3.59	3.42	3.44	2.93	3.22	3.00
Kredit/...	2.04	2.01	1.97	1.92	1.92	1.90	1.88	1.85	1.90
Dienstl./...	4.91	4.79	5.20	5.09	5.07	4.98	4.62	5.10	10.40
Pol./...	11.27	10.01	10.03	9.85	9.97	10.13	10.10	10.33	6.30
Nicht erwerbstätig	50.73	51.20	49.87	49.97	50.00	49.83	54.88	50.05	48.80

Variable: Wochenarbeitsstunden WARBZEI

	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
Bis 20	3.47	3.67	3.66	3.64	3.60	3.64	2.94	3.87	3.30
21 bis 30	3.05	3.39	3.89	3.57	3.23	3.17	2.71	3.37	2.60
31 bis 35	0.72	0.62	0.66	0.68	0.71	0.72	0.62	0.76	0.60
36 bis 39	4.82	5.07	5.10	5.01	5.13	5.13	4.38	5.16	5.20
40	19.98	20.52	20.75	21.08	20.93	20.71	18.49	20.58	30.70
41 bis 42	2.46	2.38	2.23	2.25	2.30	2.41	2.28	2.31	0.80
43 bis 45	4.44	4.52	4.55	4.39	4.44	4.40	4.14	4.27	1.30
46 bis 50	4.88	4.60	4.68	4.54	4.86	4.93	4.51	4.72	2.30
51 bis 60	4.30	3.55	3.88	3.86	3.84	3.98	3.98	3.87	2.40
61 und mehr	2.20	1.68	1.91	2.03	2.00	2.13	1.99	2.07	2.00
Nicht erwerbstätig	49.68	49.97	48.69	48.95	48.95	48.78	53.95	49.01	48.80

ZUMA

Tabelle 2: Hochgerechnete relative Häufigkeiten der Variablen aus Tab. 1 (Fort.)
a) ohne Transformation.

Variable: Arbeitslosigkeit ARBLOS									
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
ja	3.59	2.78	2.95	2.75	2.67	3.06	3.35	2.72	3.70
nein	96.41	97.22	97.05	97.25	97.33	96.94	96.65	97.28	96.30

Variable: Haushalt mit Kinder unter 15 Jahren KIND									
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
ja	27.53	23.01	23.22	23.14	23.50	26.94	23.50	23.64	23.60
nein	72.47	76.99	76.78	76.86	76.50	73.06	76.50	76.36	76.40

Variable: Haushaltsnettoeinkommen HHEINK									
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
bis 999 DM	6.33	6.97	6.89	7.40	6.56	6.30	6.92	6.60	5.80
1.000 - 2.999 DM	49.05	51.94	51.69	51.02	50.76	50.50	49.59	50.85	47.90
3.000 - 4.999 DM	25.46	23.35	22.90	23.16	23.96	24.61	24.51	24.13	25.20
5.000 und mehr DM	6.30	5.25	5.55	5.58	5.43	5.47	6.01	5.47	7.70
Landwirte	12.86	12.48	12.98	12.84	13.30	13.12	12.97	12.95	13.50

Tabelle 2: Hochgerechnete relative Häufigkeiten der Variablen aus Tab. 1 (Fort.)
b) mit Transformation.

Variable: Arbeitslosigkeit ARBLOS									
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
ja	3.20	2.49	2.67	2.49	2.31	2.88	2.90	2.28	3.70
nein	96.80	97.51	97.33	97.51	97.69	97.12	97.10	97.72	96.30

Variable: Haushalt mit Kinder unter 15 Jahren KIND									
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
ja	28.63	23.74	23.99	23.96	24.35	27.70	24.54	24.47	23.60
nein	71.37	76.26	76.01	76.04	75.65	72.30	75.46	75.53	76.40

Variable: Haushaltsnettoeinkommen HHEINK									
	-	AGBS	4 x 3	6 x 2	AG+SB	BS	AG	A+G +B+S	MZ85
bis 999 DM	3.89	4.96	4.91	5.19	4.48	4.02	4.66	4.39	5.80
1.000 - 2.999 DM	44.42	48.91	48.71	47.74	47.25	46.36	46.14	47.16	47.90
3.000 - 4.999 DM	29.70	26.79	26.14	26.82	27.72	28.80	28.04	27.99	25.20
5.000 und mehr DM	7.93	6.22	6.51	6.66	6.52	6.78	7.20	6.68	7.70
Landwirte	14.06	13.12	13.73	13.58	14.04	14.04	13.96	13.77	13.50

ZUMA

Tabelle 3: Chi-Quadrat-Abstände der Verteilungen aus Tab.2 zum Mikrozensus

		A	G	B	S		
o h n e	(-)	138.0439	0.1033	327.5132	52.7366		
	(AGBS)	8.4752	0.2911	0.6154	7.6986		
	(4 x 3)	6.7578	0.0000	0.0134	0.0061		
	(6 x 2)	0.0301	0.0000	0.0135	0.0035		
	(AG+SB)	0.0301	0.0000	0.0124	0.0079		
	(AG)	0.0301	0.0000	213.2343	65.7096		
Transfor- mation	(BS)	102.4287	0.7110	0.0124	0.0079		
	(A+G+B+S)	0.0301	0.0000	0.0124	0.0079		
m i t	(-)	248.9662	9.7594	379.6788	31.3824		
	(AGBS)	8.4752	0.2911	0.6154	7.6986		
	(4 x 3)	6.7569	0.0000	0.0134	0.0061		
	(6 x 2)	0.0301	0.0000	0.0135	0.0035		
	(AG+SB)	0.0301	0.0000	0.0124	0.0079		
	(AG)	0.0301	0.0000	203.1123	63.7271		
Transfor- mation	(BS)	210.9339	1.0271	0.0124	0.0079		
	(A+G+B+S)	0.0301	0.0000	0.0124	0.0079		
		FAMSTAND	BRANCHE	WARBZEIT	ARBLOS	KIND	HHEINK
o h n e	(-)	4.82	345.79	383.97	0.12	23.94	12.88
	(AGBS)	29.31	273.40	306.70	9.69	0.60	58.17
	(4 x 3)	24.65	226.37	307.65	6.11	0.25	47.48
	(6 x 2)	26.56	228.34	298.08	10.49	0.37	48.03
	(AG+SB)	25.95	234.47	302.92	12.62	0.02	39.19
	(AG)	23.30	377.91	394.63	1.15	0.02	23.39
Transfor- mation	(BS)	20.13	247.05	329.88	4.34	17.51	34.23
	(A+G+B+S)	27.80	242.79	309.08	11.10	0.00	38.53
m i t	(-)	119.51	292.51	354.66	2.48	38.32	59.22
	(AGBS)	27.54	285.68	316.99	18.77	0.04	19.17
	(4 x 3)	27.94	234.88	317.61	12.70	0.25	13.35
	(6 x 2)	17.81	235.53	293.00	18.53	0.22	10.25
	(AG+SB)	25.56	241.39	304.14	26.74	0.96	26.61
	(AG)	21.30	340.33	413.95	7.13	1.47	21.06
Transfor- mation	(BS)	90.75	256.71	317.63	7.44	26.03	44.38
	(A+G+B+S)	34.17	248.38	313.64	27.76	1.26	27.91